

金融衍生品的定价能力研究:以中国市场权证为例

郑振龙, 邓雪春

(厦门大学 金融系, 福建 厦门 361005)

摘 要: 文章应用线性多因子模型研究了我国权证的定价能力,发现权证是非冗余的,故对风险资产的收益率有解释能力,且对小公司和价值股的解释能力强于大公司和成长股。文章还利用随机贴现因子的思想,用 GMM 方法做了稳健性检验。两种方法从不同角度得到同样的结论,权证价格中包含定价因素,金融衍生品的发展能提高市场定价效率,使市场趋于完全。

关键词: 权证;多因子模型;随机贴现因子

中图分类号: F830.9 **文献标识码:** A **文章编号:** 1000-2154(2010)02-0084-05

一、引 言

相较于国外种类繁多的金融衍生产品,我国金融衍生品品种少,发展相对落后。2005年以来,银监会和财政部陆续出台了一系列配套举措,从培育基础市场、建立风险内控、强化外部监管、规范会计处理、提供法律支持等方面推动金融衍生品的良性成长,为金融衍生品的纵深发展起了积极作用。然而,2008年美国次贷危机之后,国内企业投资外资银行理财产品出现巨亏,我国理论界和实务界出现了“金融衍生品就是金融鸦片”的论调,他们把金融衍生品看成毒蛇猛兽,认为我国不应该继续发展金融衍生品。真是如此吗?本文以我国唯一的股票类衍生品——权证为例,通过实证研究,讨论了金融衍生品在完善资本市场定价能力方面的作用,说明了当前发展金融衍生品的必要性和紧迫性。

关于金融衍生品的定价能力问题,国外研究主要集中于对股指期货的讨论。Black和 Scholes(1973)^[1]认为期权是冗余的,即可以用基础资产和无风险资产复制,从而得到了著名的 B-S 期权定价公式。但随后的实证研究发现,期权并不是冗余的,如 Bakshi、Cao 等(2000)^[2],Buraschi和 Jackwerth(2001)^[3],Coval和 Shumway(2001)^[4]。针对这些实证结论,Vanden(2004)^[6]从理论上研究了期权的非冗余性和定价能力,他在均衡模型中加入非负的财富限制,并假设代表性投资者具有线性风险容忍,得到其最优投资组合中包含期权,从而论证了期权是非冗余的,这一结论最终可以表示成一个包含交易的所有期权和市场组合的线性多因子资产定价模型。Vanden(2006)^[7]还研究了期权高阶矩的定价能力。

本文利用 Vanden(2004)^[6]^[21]的结论,研究了权证的定价能力。为了降低检验维数,比较权证对风险资产收益的解释能力,我们将个股按公司规模和市净率分组,实证研究发现权证包含的定价因子对小公司和价值股的收益率具有较大的解释能力。这一结论和 Vanden(2004)^[6]^[22]使用平价期权得出的实证结果相矛

收稿日期: 2009-05-15

基金项目: 国家自然科学基金项目“非完美信息下基于观点偏差调整的资产定价”(70971114);教育部“国际今年危机应对研究”应急项目“金融市场的信息功能与金融危机预警”(2009JYJR051);福建省自然科学基金项目“卖空交易对证券市场的影响研究”(2009J01316)

作者简介: 郑振龙(1966-),男,福建平潭人,厦门大学金融系教授,金融学博士,博士生导师,主要从事资产定价、金融工程和风险管理研究;邓雪春(1982-),女,四川开江人,厦门大学金融系金融工程博士研究生,主要从事为资产定价、金融工程和风险管理方向研究。

盾,但与 Buraschi, Jackwerth (2001)^[8]认为处于虚值和实值的期权可能是小公司和价值股收益的一个重要解释因子的结论相符合。

本文还利用线性随机贴现因子与线性因子模型的等价性进行了稳健性检验。借鉴 Dittmar(2002)^[9]的思想,本文选用申银万国一级行业指数和上证综合指数作为风险资产组合和市场组合的代表,利用 GMM 估计了随机贴现因子的参数,发现权证前面的系数显著,再次表明权证的收益率中含有定价因素。

二、多因子模型与实证分析

(一) 理论模型

Vanden(2004)^[6]提出一个两期的均衡资产定价模型,在这个模型中,假设只有一位代表性投资者,且具有非负的财富限制和线性风险容忍。在消费大于零且其现值小于初始财富的限制条件下最大化投资者的预期效用,得到投资者的最优投资组合中包含期权,即期权不是冗余的。这一结论最终可以表示成一个类似于 CAPM 的资产定价公式,即任何风险资产的超额收益率都是市场组合超额收益率和市场上交易的所有期权的超额收益率的线性函数。这一理论模型可以推广用于判断任何金融工具的非冗余性和定价能力。我们将这一理论模型应用于权证,也就是

$$E(R_X) - R_f = \mu + \sum_{i=1}^m \beta_i (E(R_{w_i}) - R_f) \quad (1)$$

其中 R_M 为市场组合收益率, R_f 为无风险收益率, R_{w_i} ($i = 1, 2, \dots, m$) 为市场上交易的 m 种权证的收益率, R_X 是风险资产的收益率, μ 是预期超额收益率向量; Σ 是风险资产与市场组合和 m 种权证的协方差向量;

Σ 是市场组合与 m 种权证的方差协方差矩阵。 U 、 Σ 表达式如下:

$$\mu = \begin{bmatrix} E(R_M) - R_f \\ E(R_{w_1}) - R_f \\ \dots \\ E(R_{w_m}) - R_f \end{bmatrix}; \quad \Sigma = \begin{bmatrix} \text{cov}(R_X, R_M) \\ \text{cov}(R_X, R_{w_1}) \\ \dots \\ \text{cov}(R_X, R_{w_m}) \end{bmatrix}; \quad \Sigma = \begin{bmatrix} \text{var}(R_M) & \text{cov}(R_M, R_{w_1}) & \dots & \text{cov}(R_M, R_{w_m}) \\ \text{cov}(R_M, R_{w_1}) & \text{var}(R_{w_1}) & \dots & \text{cov}(R_{w_1}, R_{w_m}) \\ \dots & \dots & \ddots & \dots \\ \text{cov}(R_M, R_{w_m}) & \text{cov}(R_{w_1}, R_{w_m}) & \dots & \text{var}(R_{w_m}) \end{bmatrix}$$

(二) 数据来源

到目前为止,包括已到期的,我国一共有 52 支权证,除了 18 支为认沽外,其余全部为认购,且当前还未到期的权证全部为认购。考虑到我国权证炒作现象严重,特别是对于认沽权证,因此,本文只考虑认购权证。为了将权证当成一个整体讨论,且由于权证的行权价和到期日的差异等原因,其价格不能像股票一样编制指数,本文采取直接对权证的对数收益率取算术平均的方法来解决这一问题。在计算权证收益率的算术平均时,去掉了钢钒 GFC1 和云化 CWB1 两支权证,因为这两支权证中间有很长时间没有交易。同时,为了避免权证首发和末日现象,去掉每支权证上市第一个月和到期前一个月的数据。本文选取的样本期为 2006 年 6 月 23 日至 2008 年 10 月 31 日的周数据共 120 个,因为截止至 2006 年 6 月 23 日,市场上一共有认购权证 8 支,这样得到的收益率的平均比较能反映权证的整体情况。

另外,我们选用上证综合指数作为市场组合的代表,以上数据都来源于万得数据库。无风险利率则选取银行一年期存款利率,数据来源于中国人民银行网站 (<http://www.pbc.gov.cn>)。

表 1 和表 2 给出了上证综合指数和认购权证收益率的一些描述性统计性质和二者的相关系数矩阵。从表中可以看出认购权证收益率的均值为正,这和国外得到的看涨期权的性质一致。同时,虽然上证综合指数和认购权证之间存在一定的相关性,但是二者还是存在差异。

表 1 样本描述性统计量

	均值	标准差	偏度	峰度	JB 统计量
上证综合指数	0.000779	0.050118	-0.038820	3.632785	3.228313 (0.199059)
认购权证	0.003060	0.081648	-0.247611	3.738073	2.753895 (0.252348)

表 2 相关系数矩阵

	上证综合指数	认购权证
上证综合指数	1	0.70291
认购权证	0.70291	1

(三) 实证结果

对于第 j 个风险资产组合, (1) 式的理论模型可以记为

$$E(R_j) - R_f = \beta_j \mu \quad (2)$$

其中 $\beta_j = (\beta_M, \beta_w)$, β_M 和 β_w 分别代表市场组合和认购权证的 beta 系数

在实证研究中我们一般使用实际收益率代替预期收益率, 也就是

$$R_j = E(R_j) + \epsilon_j + \eta_j \quad (3)$$

其中 ϵ_j 代表市场投资组合和认购权证的实际收益率与预期收益率的差值, η_j 是一个零均值的随机变量。将 (3) 式代入到 (2) 式中, 有

$$R_j - R_f = \beta_j + \beta_j (\epsilon_j + \mu) + \eta_j \quad (4)$$

这里 $\epsilon_j + \mu$ 是市场投资组合和认购权证的实际超额收益率。我们应用时间序列回归来估计 (4) 式中的 beta 系数, 如果市场组合和权证是解释风险资产收益率的重要变量, 则估计出来的市场组合和权证前面的 beta 系数都应该在统计上异于 0。同时, 为了减少异方差和序列相关的影响, 我们用 Newey 和 West (1987)^[10] 的方法对 t 统计值进行修正。为了降低检验维数, 比较权证对风险资产收益的解释能力, 我们采用申万编制的规模指数和市净率指数作为风险资产的投资组合, 其中高市净率指数代表成长型公司组合, 而低市净率指数代表价值型公司组合。

表 3 是对规模组合的回归结果, 我们分别对权证加入前后进行了估计。从表 3 的结果中可以看出, 经典的 CAPM 对大公司解释较好, R^2 值很大, 对小公司的解释力度减弱, 这和国外的研究结论一致。在加入认购权证之后, 市场超额收益率和认购权证的超额收益率前的 beta 系数都显著异于 0, 而且在加入权证之后, 回归的 R^2 值都上升, 也就是加入权证之后对投资组合收益率的解释能力增加。同时, 无论从 R^2 值变化的绝对值还是上升比例来看, 小盘的高于大盘, 说明权证对小公司的解释能力强于对大公司的解释能力。这和 Vanden (2004)^{[6]226} 的结论有些矛盾, 在他的文中发现看涨期权对大公司的解释力度强于小公司。

表 3 对规模投资组合的回归结果

		β_M	β_w	调整后的 R^2	R^2 上升绝对值	R^2 值上升比例
大盘	0.001570 (1.155743)	1.046572 (38.49934) ***		0.925634	0.006636	0.7169%
	0.001390 (1.123917)	0.955623 (18.89621) ***	0.079436 (3.513233) ***	0.932270		
中盘	6.31E-05 (0.017022)	0.963261 (13.17399) ***		0.632073	0.008666	1.371%
	-0.000192 (-0.053114)	0.834428 (8.210137) ***	0.112524 (2.173712) **	0.640739		
小盘	-0.000654 (-0.176689)	0.821414 (10.25724) ***		0.541552	0.009819	1.8131%
	-0.000908 (-0.245925)	0.693553 (6.599312) ***	0.111675 (2.208618) **	0.551371		

注: 括号中的值为 t 值, **、*** 分别代表 1% 和 5% 的显著性水平。

表 4 是对市净率组合的回归结果。从表中可知, 权证加入之后, 各组合的 R^2 值都有一定程度的上升, 权证前的 beta 系数也都显著异于 0。同时, 从 R^2 值变化的绝对值和上升比例来看, 权证的加入对低市净率组合解释力度的增加大于高市净率组合, 也就是权证对价值股的解释力度强于成长股。

通过上面的回归, 我们发现, 加入认购权证之后对所有投资组合超额收益率的解释力度都有所提高, 且对小公司的解释力度大于大公司, 价值股大于成长股。然而, Vanden (2004)^{[6]229} 认为期权能为投资者规避风险, 避免投资者破产, 因此期权定价模型没有考虑到金融危机的影响, 从而对小公司和价值股的解释力度都应相对较低, 但在实证中却发现平价期权对小公司的超额收益率没有解释力度, 而对价值股的解释力度却很强, 这和理论分析相矛盾。

相较于国外的期权市场, 我国权证市场炒作现象严重, 大部分权证处于严重虚值状态, 上面研究发现权证对小公司和价值股的解释力度相对较高的现象正好和 Buraschi Jackwerth (2001)^[8] 的结论相符合, 在他的文中认为处于虚值和实值的期权可能是小公司和价值股收益的一个重要解释因子。

表 4 市净率组合回归结果

		<i>M</i>	<i>w</i>	调整后的 <i>R</i> ²	<i>R</i> ² 上升绝对值	<i>R</i> ² 值上升比例
高市净率	0.000331 (0.153028)	0.937163 (18.29782) ***		0.758523	0.004999	0.659%
	0.000156 (0.074025)	0.848584 (13.21799) ***	0.077366 (1.981493) **	0.763522		
中市净率	0.002306 (0.927384)	1.050332 (16.32878) ***		0.810339	0.012512	1.544%
	0.002037 (0.862650)	0.914417 (11.42662) ***	0.118709 (2.794735) ***	0.822851		
低市净率	0.003597 (0.930454)	0.997668 (13.14402) ***		0.657568	0.019692	2.9947%
	0.003239 (0.878255)	0.816582 (8.196092) ***	0.158162 (3.630450) ***	0.677260		

注：括号中的值为 *t* 值，***、**分别代表 1%和 5%的显著性水平。

三、稳健性检验

为了检验上述结果的稳健性，本文将利用线性随机贴现因子模型与线性因子模型的等价性，使用 GMM 方法从另一个角度来检验权证的定价能力。

(一) 随机贴现因子的理论模型

在基于消费的资产定价模型的框架中，在投资和消费的限制条件下，通过效用最大化，所有资产的收益率都必须满足如下的欧拉方程：

$$E[(1 + R_{i,t+1})m_{t+1} | Z_t] = 1 \tag{5}$$

其中 m_{t+1} 是随机贴现因子， $R_{i,t+1}$ 是资产 *i* 的收益率， Z_t 代表 *t* 时刻的信息集。

在一价定律下随机贴现因子一定存在，在无套利条件下 m_{t+1} 是非负的。对于单因素线性形式的随机贴现因子，也就是 $m_{t+1} = a + bR_{M,t+1}$ ，实际上就等同于均值-方差 CAPM。

为了检验权证价格中是否含有定价因子，利用 Dittmar(2002)^[9] 的方法，直接将随机贴现因子看成市场组合与权证的线性函数，即 $m_{t+1} = d_0 + d_1R_{M,t+1} + d_2R_{W,t+1}$ ，然后检验权证收益率前面的系数是否显著异于 0。

(二) 实证方法与结果分析

Hansen (1982)^[11] 提出了广义矩估计法 (GMM)，其最大的好处在于不必事先假定数据所服从的分布，同时还考虑了数据出现的异方差和序列相关等情况。

利用线性随机贴现因子 $m_{t+1} = d_0 + d_1R_{M,t+1} + d_2R_{W,t+1}$ ，欧拉方程 (5) 可以表示成：

$$E_t[(1 + R_{t+1})(d_0 + d_1R_{M,t+1} + d_2R_{W,t+1}) | Z_t] = \mathbf{1}_N$$

其中 $R_{t+1} = (R_{1,t+1}, R_{2,t+1}, \dots, R_{n,t+1})$ 代表市场基础资产的收益率向量， $\mathbf{1}_N$ 代表单位列向量。

记其误差向量为：

$$\varepsilon_{t+1} = (1 + R_{t+1})(d_0 + d_1R_{M,t+1} + d_2R_{W,t+1}) - \mathbf{1}_N$$

也就是

$$E[\varepsilon_{t+1} | Z_t] = \mathbf{0} \tag{6}$$

本文选取 $Z_t^* = (1 \quad x_{m,t} \quad R_{f,t})$ 作为工具变量，用于代替 *t* 时刻的信息集，其中 $x_{m,t}$ 为滞后一期的市场组合超额收益率， $R_{f,t}$ 为无风险利率。

利用工具变量， $E[\varepsilon_{t+1} \otimes Z_t^*] = 0$ 的样本矩条件为：

$$g_T = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \varepsilon_{t+1} \otimes Z_t^* = \mathbf{0} \tag{7}$$

其中 *T* 是样本个数。

通过最小化

$$J_T = g_T' W_T g_T \tag{8}$$

求出待定系数,再检验原假设(权证前面的系数为0)是否成立。其中是 W_T 是GMM的权重矩阵,我们取Hansen(1982)^{[10][1048]}的最优权重矩阵 $W_T^* = [g_T' g_T]^{-1}$ 进行估计。

我们要求基础资产能很好地代表现有市场的投资机会集,而且相互之间的相关性不能太大,否则在使用GMM估计时会出现很大的误差,应用King(1966)^[12]和Dittmar(2002)^{[9][380]}的思想,我们选用申银万国一级行业指数(共23个)代表市场的基础资产,数据来源于万得数据库。

我们分别对加入权证前后的两种随机贴现因子进行了估计,其参数估计结果如下:

表5 GMM估计结果

	d_0	d_1	d_2	J值
系数 p值	0.996236 (0.0000)	-0.665778 (0.0000)		201.5301
系数 p值	1.001453 (0.0000)	-1.516399 (0.0000)	0.257258 (0.0003)	199.0408

表5中括号里面的值是系数估计值的p值。根据估计结果可知,在1%的显著性水平下,权证前面的系数显著异于0,也就是说权证价格中含有定价因素。同时,加入权证之后,整个模型的J值下降1.25%。虽然权证的加入使得J值的下降比例不是很大,但是我们最主要的目的是讨论金融衍生产品是否具有定价能力,并不是要找出最好的定价因子,因此这足以说明权证的加入使得该随机贴现因子能更多地解释基础资产的收益。也就是说,权证不是冗余的,其价格中含有其它的定价因素,具有一定的定价能力。

四、结 论

本文探讨了我国已有的股票类金融衍生品——权证的定价能力。应用线性多因子模型和随机贴现因子的思想均发现,权证是非冗余的,其价格中包含定价因素,对风险资产的收益有解释能力,且对小公司和价值股的解释能力最大。同时,由于我国的权证大多处于严重虚值的状态,这导致和Vanden(2004)^[6]实证分析中使用平价期权得到的结论有所差异,但与Buraschi和Jackwerth(2001)^[8]中认为处于虚值和实值的期权可能是小公司和价值股收益的一个重要解释因子的结论相符合。

对于一个国家的发展,金融起着至关重要的作用,金融市场的发展和稳定是一个国家经济发展的基础。从我们的研究中发现,金融衍生品除了避险这一重要作用之外,对完善我国资本市场定价能力也起着至关重要的作用,各种衍生品的推出可以让市场一步步地接近完全,可以逐步解决我国的金融市场定价效率偏低的问题。因此,我国应大力发展金融衍生产品,促进我国金融市场健康发展。

参考文献:

- [1] BLACK F, SCHOLES M. The Pricing of Options and Corporate Liabilities[J]. Journal of Political Economy, 1973, 81(3): 637-654.
- [2] BAKSHIG, CAO C, Chen Z Do Call Prices and the Underlying Stock Always Move in the Same Direction[J]. Review of Financial Studies, 2000, 13(3): 549-584.
- [3] BURASCHIA, JACKWERTH J. The Price of a Smile: Hedging and Spanning in Option Markets[J]. Review of Financial Studies, 2001, 14(2): 495-527.
- [4] COVAL J, SHUMWAY T. Expected Option Returns[J]. Journal of Finance, 2001, 56(3): 983-1009.
- [5] JONES C. A Nonlinear Factor Analysis of SP 500 Index Option Returns[J]. The Journal of Finance, 2006, 61(5): 2325-2363.
- [6] VANDEN J. Options Trading and the CAPM[J]. Review of Financial Studies, 2004, 17(1): 207-238.
- [7] VANDEN J. Option Coskewness and Capital Asset Pricing[J]. Review of Financial Studies, 2006, 19(4): 1279.
- [8] BURASCHIA, JACKWERTH J. The Price of a Smile: Hedging and Spanning in Option Markets[J]. Review of Financial Studies, 2001, 14(2): 495-527.
- [9] DITTMAR R. Nonlinear Pricing, Kermels, Kurtosis Preference, and Evidence from the Cross Section of Equity Returns[J]. The Journal of Finance, 2002, 57(1): 369-403.

(下转第96页)

- [14] KEPNER E. The Family and the Firm: A Co-Evolutionary Perspective[J]. *Organizational Dynamics*, 1983, 12(1): 57-70
- [15] HOWORTH C A. Small Firms' Demand for Finance: A Research Note[J]. *International Small Business Journal*, 2001(19): 78-86
- [16] 储小平,王宣喻. 私营家族企业融资渠道结构及其演变[J]. *中国软科学*, 2004(1): 62-67.
- [17] REDDING S B. 海外华人企业家的管理思想——文化背景与风格[M]. 上海:上海三联书店, 1993: 34-98
- [18] 刘小玄,韩朝华. 中国的古典企业模式:企业家的企业:江苏阳光集团案例研究[J]. *管理世界*, 1999(6): 179-189.
- [19] 弗朗西斯·福山. 信任:社会美德与创造经济繁荣[M]. 彭志华,译. 海口:海南出版社, 2001: 45-57.

Control Preference and Equity Financing Willingness of SME Owners ——Evidence from Private SMEs in China

YAN Jun¹, LV Xin-Ye²

(1. School of Business, Renmin University of China, Beijing 100872, China;

2. Antai College of Economics and Management, Shanghai Jiaotong University, Shanghai 200240, China)

Abstract: The paper explores the relationship between equity financing willingness and the control preference of the SME owners. 3268 samples are drawn from the 7th private enterprises survey. The research finds that about 72% SME owners are unwilling to obtain financing by equity. However, they would increase their equity share over time. We also find the significant positive relationship between the control preference and the equity-financing willingness of the owners. With the distinct individual-governance features, the low equity financing willingness means the lack of solid foundation for the policy toward promoting equity financing. Non-economic preference of the SME owners and the outside investors should be considered when we design financing mechanism.

Key words: private enterprise; SME; equity financing; control of companies

(责任编辑 毕开凤)

(上接第 88页)

- [10] NEW EY W, WEST K A. Simple, Positive Semi-definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix [J]. *Econometrica*, 1987, 55(3): 703-708
- [11] HANSEN L. Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators[J]. *Econometrica*, 1982, 50(4): 1029-1054
- [12] KING B. Market and Industry Factors in Stock Price Behavior[J]. *Journal of Business*, 1966, 39(1): 139-190

The Pricing Capacity of Financial Derivatives: Evidence from Warrants in China

ZHENG Zhen-long, DENG Xue-chun

(Department of Finance, Xiamen University, Xiamen 361005, China)

Abstract: This paper analyzes the pricing capacity of warrants by using the multiple factor linear model. We find that the warrant is nonredundant and useful for explaining risky asset returns. Moreover, this model fits small firms and value stocks better than big firms and growth stocks. We also use the idea of the stochastic discount factor (SDF) and GMM method to conduct a solid test. The two approaches have the same following conclusion from different angles: pricing factors are included in the warrants price, and developing financial derivatives can improve the efficiency of pricing.

Key words: warrants; multiple factor model; stochastic discount factor

(责任编辑 毕开凤)